

Essai d'analyse du taux de change réel d'équilibre du Dinar Algérien selon l'approche BEER (1990-2016)

Analysis of equilibrium real exchange rate of Algerian currency BEER approach (1990-2016)

Reçu le : 01/05/2018

Accepté le : 20/07/2018

Chetbani Saida^{*}

Pr. Chiha Khemici^{**}

Université de Béjaïa – Algérie

Université d'Alger 3- Algérie

Résumé: La notion du TCERE du DA continue à susciter beaucoup de questions suite à la chute récente des prix du pétrole. A cet effet, ce papier tente de mettre en évidence les liens existants entre le taux de change réel d'équilibre du DA et les différentes variables, notamment, l'investissement, l'ouverture commerciale, les dépenses gouvernementales, les subventions étrangères et les IDE, comme on a procédé à l'évaluation des politiques du gouvernement pour remédier au recul du prix du baril du pétrole, à travers l'impact sur le TCERE. Ainsi, on a procédé à la modélisation du TCERE du DA, en se référant à un modèle de cointégration, selon une approche BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate).

Les résultats obtenus confirment qu'une augmentation des variables suivantes : les dépenses du gouvernement, l'aide du FMI et le niveau des investissements, conduira à une appréciation du taux de change réel d'équilibre. Tandis qu'une augmentation du niveau de l'ouverture commerciale, et les IDE engendreront une dépréciation du taux de change réel. En outre, concernant le mésalignement, nous avons constaté que l'écart entre le taux de change observé et celui d'équilibre est très faible, notamment depuis 2007, où le gouvernement a réagi à la chute des revenus pétroliers et gaziers en mettant en place une politique budgétaire contra-cyclique, à côté du caractère stimulant de la politique fiscale, qui a permis de limiter l'impact récurrent du recul des prix des hydrocarbures.

* e-mail : chetbanisaida@yahoo.fr ** e-mail : doc_chiha@yahoo.fr

Mots clés : Taux de change réel d'équilibre, Dinar algérien, BEER, Mésalignement, Cointégration.

Classification JEL:C5, E6, F31.

Abstract: The notion of equilibrium real exchange rate still open questions, in Algeria, after the latest fall of oil prices. Thus, this working paper aims to explain the relationship between the equilibrium real exchange rate of the Algerian Dinar and the various macroeconomic variables, particularly, investment, degree of openness, government spending, foreign subsidies and direct foreign investment. We have proceeded, also, to evaluate the policies instituted by the government in order to remedy the oil prices falling, through the impact on BEER approach in our study.

The obtained results reveal that the rise of the following variables: government spending, IMF subsidies and investment, lead to an appreciation of the equilibrium real exchange rate of the Algerian currency, whereas, the rise of the degree of openness and direct foreign investment generate its depreciation. Furthermore, concerning the misalignment, we note that the gap between the equilibrium exchange rate and the observed exchange rate is very low. Particularly, after the year of 2007, because of the instituted policies as, the counter-cyclical fiscal policy, which lead to limit the recurrent impact of oil prices falling.

Key words: Equilibrium real exchange rate, Algerian currency, BEER, Misalignment, cointegration.

JEL codes: C5, E6, F31.

Introduction :

La notion du taux de change réel d'équilibre du Dinar Algérien continue à susciter beaucoup de questions suite à la chute récente des prix du pétrole. Pour cette raison, il paraît évident de réexaminer les liens existants entre le taux de change réel d'équilibre du Dinar et les différentes variables macroéconomiques, notamment, l'investissement, l'ouverture commerciale, les dépenses gouvernementales, les subventions étrangères et les IDE, comme on a procédé à l'évaluation des politiques mises en place par le gouvernement pour remédier au recul du prix du baril du pétrole, à travers l'impact sur le TCERE.

Notre analyse s'est focalisée sur les contributions d'Edwards (1988), Baffes, Elbadawi et O'Connell (1997), Calderon (2002) et Dufrenot et Yehoue (2005), ces derniers ont beaucoup critiqué le recours aux techniques purement statistiques, car elles peuvent produire des résultats aberrants. En revanche, ils recommandent, comme Soto et Elbadawi (2008), de compter sur des modèles théoriques de détermination du taux de change réel d'équilibre qui permettent de décrire les relations existantes entre le taux de change réel d'équilibre et les fondamentaux, en outre, elles seront estimées pour déduire des mesures de l'équilibre et de mesalignement du taux de change réel.

A cet effet, nous avons prévu dans ce travail de recherche, de décrire tout d'abord une méthodologie de détermination du taux de change réel d'équilibre. Ainsi, nous avons procédé à la modélisation du taux de change réel d'équilibre du DA, en se référant à un modèle de cointégration, selon une approche BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate), cette approche semble être plus adéquate à la situation algérienne. Ensuite nous procéderons au calcul du mesalignement qui va nous éclairer dans notre analyse sur le processus d'évolution du taux de change réel d'équilibre du DA sur la période étudiée, ainsi que sur l'efficacité de la démarche algérienne pour se mettre à l'abri de l'impact négatif de la chute des prix des hydrocarbures.

I. présentation du modèle du taux de change réel d'équilibre

La notion de taux de change réel d'équilibre est définie par Edwards (1988) comme le prix relatif des biens échangeables par rapport à celui des biens non-échangeables qui, toutes choses égales par ailleurs, assure simultanément l'équilibre interne et l'équilibre externe de l'économie. L'équilibre interne veut dire que sur le marché des biens non-échangeables, l'offre et la demande sont égales et qu'elles le resteront dans l'avenir ; par ailleurs le taux de chômage ne doit pas s'écarter de son taux naturel, alors que l'équilibre externe est atteint si le compte courant d'une période donnée est en équilibre, et si la somme actualisée des soldes de la balance courante à venir est égale à zéro.

Le taux de change réel d'équilibre n'est pas immuable. Sa valeur dépend de celles des autres variables déterminantes de l'équilibre interne et externe, appelées "fondamentaux" du taux de change réel (flux internationaux de capitaux, termes de l'échange, politique commerciale, niveau –et composition- de la dépense publique, progrès de productivité). En revanche, le taux de change réel courant répond également à court et moyen termes aux variations des politiques macroéconomiques. Lorsque le taux de change réel courant diffère sensiblement de son sentier d'équilibre, on parle de désalignement (sous ou surévaluation) du taux de change réel, un tel désalignement peut être engendré par des politiques macroéconomiques (politique monétaire/budgétaire et de change) inadéquates, menant le plus souvent à une surévaluation du taux de change réel et ainsi à une perte de compétitivité.

I. 1- Modèle économétrique

Lorsqu'on procède à l'estimation du taux de change réel d'équilibre on constate que la plupart des travaux de recherche ont entamé l'analyse en partant d'une forme réduite pour arriver à des modèles d'équilibres générales (Edwards 1989, Elbadawi 1994, Hinkle et Montiel 1999). La plupart des auteurs se sont penchés sur le cas des pays du Sud et de l'Est Méditerranéen (PSEM), en se référant à l'approche BEER (Behavioural Equilibrium Exchange Rate), dont la première version remonte à MacDonald (1997) et Clark et MacDonald (1998), pour l'estimation du taux de change

d'équilibre. Cette approche considère le taux de change d'équilibre comme résultat d'une relation de cointégration entre le taux de change effectif réel et ses fondamentaux, en outre, les modèles alternatifs (PPA et FEER) nous semblent moins adaptés. En effet, le modèle PPA (Parité de Pouvoir d'Achat) est un modèle de très long terme et suppose un rattrapage technologique (Benassy-Quéré et al. 2009 ; Robinson, 2010) ; ce qui n'est pas encore le cas pour le pays étudié, quant au modèle FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate), il présente un contenu normatif important, et comme le montrent plusieurs travaux, le FEER est très sensible aux écarts aux cibles de balances courantes et aux outputs gaps.

Si le BEER résulte d'une relation de cointégration entre le taux de change effectif réel et ses fondamentaux, il est important de savoir quels sont les fondamentaux à retenir pour l'estimation de la relation de cointégration.

La littérature économique a identifié les variables réelles suivantes comme déterminants de l'évolution du taux de change effectif réel, (Edwards, 1989): les termes de l'échange, le contrôle des capitaux, le contrôle du commerce, la consommation du capital et le progrès technique. Cependant, quant au taux de change effectif observé, il est affecté par non seulement les variables réelles, mais également par les variables monétaires, c'est pourquoi la politique macro-économique représentée par les politiques budgétaire et monétaire doit être aussi prise en compte dans le modèle. Les variables monétaires sont représentées par les déficits budgétaires, l'excès de l'offre de monnaie ou les deux à la fois, par conséquent, l'équation qui relie les variables réelles et monétaires au taux de change effectif réel prend la forme suivante :

$$TCER_{it} = \alpha_i + \beta_i \text{determr}_{it} + \gamma_i \text{determm}_{it} + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (1)$$

determr_{it}: Les déterminants réels

determm_{it}: Les déterminants monétaires

Les indices i et t désignent respectivement le pays et l'année.

ε_{it} : Terme d'erreur ; variable aléatoire indépendamment distribuée.

Une fois cette équation estimée, il est possible de déduire l'équilibre et le mesalignement.

I.2. Choix et mesure du taux de change réel

Bien que le TCR interne soit la définition la plus appropriée et la plus répandue dans la littérature économique pour les pays en développement [Devarajan, Lewis et Robinson (1993); Edwards (1988, 1989, 1994) ; Elbadawi (1994) ; Hinkle et Montiel (1999)], Sa mesure présente des anomalies, notamment, les indices de prix des biens échangeables et des biens non échangeables n'étant pas disponibles. Il est à noter aussi que la plupart des auteurs utilisent ces indices comme mesure du TCR interne théorique. Le TCR externe, de sa part, requiert des séries sur les indices de prix à la consommation, dont disposent tous les pays. En outre, les travaux théoriques (Stemitsiotis 1992) ayant montré que l'utilisation d'un taux de change multilatéral, dit effectif, était préférable à un taux de change bilatéral, la mesure la plus souvent utilisée du TCR théorique est le taux de change effectif réel (TCER) externe qui traduit une évolution comparée de prix relatifs que l'on ajuste des variations nominales des taux de change des pays partenaires considérés.

La prise en compte d'un ensemble de pays partenaires plutôt que d'un seul pays ou d'une devise de référence (le dollar ou l'euro), s'explique tout simplement par le fait que, en tendance, les échanges extérieurs se caractérisent par une diversification géographique des flux commerciaux internationaux en termes de provenance (importations) comme de destination (exportations).

De ce fait, c'est par rapport à un panier de monnaies ou un ensemble de partenaires que l'évolution compétitive de l'économie du pays étudié sera plus appréciée. Compte tenu des limites inhérentes aux statistiques disponibles, l'indice de TCER a été établi en prenant en compte les indices de prix à la consommation et les indices de taux de change nominaux (moyenne annuelle).

Dans notre étude, nous avons retenu les dix grands pays partenaires ayant des relations commerciales stables avec le pays considéré, le poids conféré à chaque partenaire a été dérivé de son importance relative dans l'ensemble des échanges

internationaux du pays (exportations et importations) au cours de la période 2000-2014.

Les partenaires commerciaux de l'Algérie sont les Etats- unis, Allemagne, Japon, Italie, France, Belgique, Pays- bas, Grèce, Suède, Suisse.

D'une manière générale ; l'indice du taux de change effectif réel d'un pays à n partenaires commerciaux peut être exprimé comme suit (Bahmani.Oskoe M, 1991) :

$$TCER = \sum_{i=1}^{10} \left(\left(\frac{TC_{part}}{TC_{dom}} \right) * \left(\frac{IPC_{dom}}{IPC_{part}} \right) \right)^{P_i} \dots\dots\dots(02)$$

Une hausse du taux de change effectif réel (TRER) se traduit par une appréciation réelle de la monnaie domestique car les prix domestiques s'accroissent plus vite que les prix étrangers.

TC_{part} et TC_{dom} : désignent respectivement le taux de change nominal du partenaire et celui du pays domestique, il est défini comme étant le nombre d'unités monétaires locales en dollar américain.

IPC_{dom} et IPC_{part} : L'indice des prix à la consommation, respectivement, dans le pays étudié et chez le partenaire.

P_i : Poids du partenaire i dans les échanges totaux du pays, calculé comme suit :

$$P_i = \left(\frac{X_i + M_i}{X_{part} + M_{part}} \right)$$

où X_i et M_i : représentent respectivement les exportations et les importations à destination/en provenance du partenaire commercial i ;

X_{part} et M_{part} : les exportations et les importations totales à destination/en provenance des partenaires commerciaux.

A partir de ce constat nous avons opté pour une méthodologie de calcul des indices de TCER du pays étudié où la préférence a été accordée à un système de pondération reflétant la structure de l'ensemble des échanges internationaux (importations et exportations) :

1.3. Stratégie d'estimation

Notre étude empirique porte sur le taux de change effectif réel de l'Algérie. En premier lieu, nous allons procéder à la modélisation du taux de change effectif réel, la

procédure de modélisation adoptée repose sur deux propriétés théoriques importantes relatives à l'équilibre de long terme ; la première est l'existence à long terme d'une relation à l'état stationnaire entre le taux de change réel effectif et ses déterminants fondamentaux, Cela nécessite une écriture sous une forme linéaire, comme il a été cité, ci-dessus, dans l'équation(1). Ainsi, dans l'objectif de déterminer l'existence des relations d'équilibre de long terme, la méthode de cointégration sera adoptée, Quant aux tests de cointégration, les plus utilisées dans la détermination de la présence d'une telle relation sont ceux d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991) dans le cas sans rupture.

La deuxième propriété consiste à avoir un état stationnaire dynamiquement stable, pour cela, nous adoptons le modèle à correction d'erreur (MCE), Ce dernier décrit comment les variables répondent en dynamique aux écarts à l'équilibre ; nous pouvons, donc, considérer le MCE comme un modèle décrivant le processus d'ajustement de court terme vers l'équilibre de long terme.

En deuxième lieu, nous achevons notre analyse empirique par le calcul de l'ampleur des déséquilibres du taux de change effectif réel.

II. Estimation de la relation de long terme entre le TCER et ses fondamentaux

II.1. Les données :

L'échantillon de notre étude s'étale sur la période [1990, 2016]. Nous avons fait recours à plusieurs sources de données afin de compléter notre base de données.

Les variables utilisées dans notre étude sont : Taux de change effectif réel (TCER), Investissements étrangers directs (IDE), Aide de FMI (FAE), Investissement (INV), l'ouverture commerciale (OUV), dépenses du gouvernement (DG).

Concernant le taux de change effectif réel, il a été déterminé à partir des données de la Banque Mondiale, A cet effet, nous avons choisi la formulation précisée dans la première partie. Quant aux dépenses publiques elles sont disponibles sur la base de données IFS. Les investissements étrangers directs sont extraits de la base de données de la banque mondiale. L'ouverture commerciale définie par la somme des

exportations et des importations divisée par le PIB, source IFS. Enfin, L'aide du fond monétaire internationale, et la formation brute de capital sont extraits de la base de données de la banque mondiale. Comme il a été expliqué précédemment, nous retiendrons dans notre analyse le modèle BEER comme suit :

$$LTCER_{it} = C + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 X_{it} + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 X_{it} + u_t$$

Il s'agit donc, de régresser une variable dépendante, qui est le taux de change effectif réel TCER, sur une série de variables explicatives (X_t) auxquelles nous ajoutons une constante (C) et le terme d'erreur u_t .

II.2. Détermination du nombre de retards du modèle

Le nombre de retard (lags) est sélectionné en spécifiant un modèle AR (processus autorégressif), avec un maximum de retards pour chaque variable. Le choix du nombre de retard se base sur les critères AIC, BIC et HQ, quant au calcul des critères d'information pour des retards allant de 1 à 2 (compte tenu du nombre faible d'observations nous préférons ne pas dépasser deux retards), on a obtenu les résultats suivants :

II.3. Test de cointégration et estimation des TCER

II.3.1. Tests de cointégration

Nous réalisons notre étude de la relation de long terme dans le cadre du processus de Johansen (1988) qui est plus approprié lorsqu'on a plusieurs variables réelles dans le même modèle, en plus, elle a l'avantage, contrairement à d'autres méthodes, de ne pas offrir uniquement un test de cointégration, mais de relever en plus le nombre de relations de cointégration.

La première étape de cette méthode consiste à tester l'hypothèse de cointégration entre le taux de change effectif réel et ses fondamentaux, nous utilisons ainsi, les statistiques de la trace (ratio vraisemblance) et de la valeur propre maximale, obtenues avec la technique multivariée du maximum vraisemblance de Johansen (1988). Cependant, avant d'établir les tests de relation cointégrante, il convient tout d'abord de s'interroger sur l'éventuelle introduction des termes déterministes

(constance et tendance)* à la fois, dans la relation de cointégration à long terme, et dans la dynamique de court terme. Le modèle retenu est celui qui minimise le critère de Schwarz.

Le nombre de relations de cointégration sera testé par les statistiques de la trace et de la valeur propre maximale fournies par Johansen (1988), cela va nous permettre de tester l'hypothèse nulle selon laquelle «il y a au plus r relations de cointégration» contre l'alternative H_1 selon laquelle «il y a au moins $r+1$ relations de cointégration».

Tableau N°01 :Les résultats du test de trace

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.934312	140.8016	95.75366	0.0000
Atmost 1 *	0.747907	75.45359	69.81889	0.0165
Atmost 2	0.545041	42.38266	47.85613	0.1483
Atmost 3	0.462637	23.48153	29.79707	0.2232
Atmost 4	0.260539	8.575564	15.49471	0.4061
Atmost 5	0.053970	1.331548	3.841466	0.2485

Source : réalisé par nos soins à partir logiciel Eviews 09.

En se référant à la statistique de la trace de Johansen, nous rejetons, au seuil de 5%, l'hypothèse nulle H_0 d'absence de la relation de cointégration ($r = 0$) contre l'hypothèse alternative ($r > 0$) puisque ($\lambda_{trace1} = 140.8016$ est supérieure à la valeur critique lue dans le tableau 95.7536). Alors nous passons à la deuxième ligne de tableau ou il s'agit de tester l'hypothèse nulle H_0 ($r = 1$) contre H_1 ($r > 1$). On constate que le rang de la matrice n'est pas 1 puisque ($\lambda_{trace1} = 75.4535$ est supérieure à la valeur critique lue dans le tableau 69.8188), On constate enfin que le rang de la

* Au début, nous appliquons le test de Johansen (1988) en supposant la présence d'une constante dans le MCE (hors équation de cointégration). Cette hypothèse est justifiée par le fait que les séries semblent être caractérisées par une tendance linéaire à la hausse. En revanche selon les résultats, la constante dans le MCE n'est pas significative, Alors, nous avons appliqué de nouveau les tests sans la constante dans le MCE. L'hypothèse d'absence de tendance dans la relation de CI se justifie économiquement par le fait que la relation de long terme entre le taux de change et sa valeur d'équilibre ne comporte pas de trend.

matrice est égal à 2 puisque ($\lambda_{trace1} = 42.3826$ est inférieure à 47.8561, donc on accepte cette fois-ci H_0 au seuil de 5%.

Tableau N°01 : Les résultats du test de valeur propre maximale

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.934312	65.34797	40.07757	0.0000
Atmost 1	0.747907	33.07093	33.87687	0.0622
Atmost 2	0.545041	18.90113	27.58434	0.4222
Atmost 3	0.462637	14.90596	21.13162	0.2955
Atmost 4	0.260539	7.244016	14.26460	0.4607
Atmost 5	0.053970	1.331548	3.841466	0.2485

Source : réalisé par nos soins à partir logiciel Eviews 09.

Le test de la valeur propre maximale indique qu'il y a une relation de cointégration pour un seuil de 5%. Donc, le rang de la matrice est égale à 1, puisque, $\lambda_{max1} = 33.07093$, inférieure à la valeur critique lue dans le tableau (33.87687), on accepte donc l'hypothèse H_0 .

D'une manière générale, on retient souvent les résultats du test de la Trace dont la puissance est plus élevée que celle du test de la valeur propre maximale. L'hypothèse de deux relations de cointégration est validée, ce test permet de déterminer le nombre de relations de cointégration, cependant, il n'indique pas les variables cointégrées.

II.3.2. Identification de la relation de cointégration

II.3.2.1. Estimation de la relation de long terme entre le TCER et ses fondamentaux

Après avoir mis en évidence l'unicité de la relation de cointégration qui relie le taux de change réel a ses « *fondamentaux* », la méthode de Johansen (1988) estime l'équation de cointégration représentant la relation de long terme.

Tableau N°03 : La relation de long terme entre le TCER et ses fondamentaux

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	118.9032	10.61606	11.20032	0.0000
IDE	-4.15E-09	1.93E-09	-2.149169	0.0484
FAE	2.36E-09	9.25E-10	2.553169	0.0221
INV	4.84E-10	9.36E-11	5.166385	0.0001
OUV	-0.645860	0.094517	-6.833284	0.0000
DG	0.363021	0.066355	5.470871	0.0001
R-squared	0.962605	Meandependent var		110.1363
Adjusted R-squared	0.950141	S.D. dependent var		9.825363
S.E. of regression	2.193928	Akaike info criterion		4.644220
Sumsquaredresid	72.19979	Schwarz criterion		4.942655
Log likelihood	-42.76431	Hannan-Quinn criter.		4.708988
F-statistic	77.22551	Durbin-Watson stat		2.101947
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : réalisé par nos soins à partir logiciel Eviews 09.

La relation de long terme issue de la relation de cointégration s'écrit donc de la manière suivante :

$$TCER = 118.9032 + 4.84E^{-10}INV + 2.36E^{-09}FAE + 0.366021DG - 0.64586 OUV - 4.15E^{-09}IDE$$

Partant des résultats obtenus sur l'équilibre de cointégration de long terme, nous constatons dans l'ensemble un coefficient de détermination assez fiable, traduisant ainsi l'explication significative du taux de change effectif réel par les différents fondamentaux.

Le taux de change effectif réel s'apprécie lorsque les dépenses du gouvernement, l'aide de fonds monétaires et le niveau des investissements s'améliorent, tandis qu'il se déprécie si le niveau de l'ouverture commerciale et les investissements directs étrangers, décalés d'une période, augmentent.

L'impact de la dépense publique sur le TCER est positif et dépend de la composition sectorielle des dépenses, L'augmentation des dépenses publiques porte principalement sur des biens non échangeables, et exerce une pression sur le prix

relatif des biens non échangeables et apprécie par la suite le TCER. Selon (Froot et Rogoff, 1991), les pays connaissant plus de dépenses publiques connaîtront probablement une appréciation de leurs devises.

L'impact de l'investissement est positif et significatif dans le modèle du taux de change réel, tels résultats supposent que la formation brute de capital fixe affecte les prix relatifs des produits primaires non échangeables. L'industrie algérienne est particulièrement orientée vers l'exploitation des ressources naturelles (pétrole et le gaz naturel), et elle se base sur la transformation des matières premières pour l'exportation et le secteur de service (non productif) pour le marché intérieur.

S'agissant de l'impact des flux d'aides étrangères, nos résultats montrent que les flux d'aides étrangères sont associés à l'appréciation du taux de change réel ; qui se traduit par une perte de la compétitivité à l'exportation et confirme l'approche du phénomène du syndrome hollandais. Les résultats obtenus s'ajoutent aux travaux de Bulir et Lane(2002);Prati et al. (2003);Lartey (2007); Elbadawi et al. (2008), qui vont dans le même sens.

La relation entre l'ouverture et le TCER est négative, ainsi, une libéralisation commerciale plus importante conduit à une dépréciation du TCER, car elle permet l'augmentation des échanges et la convergence des prix, ceci a été approuvé par Baffes et alii. (1999) qui considèrent que le taux d'ouverture dans le cas des pays en développement est marqué par une augmentation plus forte des importations qui conduit à la dépréciation du TCER.

Les résultats obtenus justifient que les IDE sont associés à un maintien de la compétitivité, et se conforme aux travaux deSaborwosky (2009) et Combes et al. (2012). Un accroissement d'une unité entraine la dépréciation du TCER de $4.15 E^{-09}$. Un ensemble de facteurs susceptibles de justifier les bienfaits des IDE, qui assurent le transfert technologique et managériale et améliorent la productivité locale par l'importation des machines ; les biens d'équipements et la matière première, en outre, ils contribuent positivement dans le secteur d'exportation (Jongwanich (2010)), et dans la consommation des biens du secteur échangeable (Saborosky (2009)).

II.3.2.2. Tests diagnostiques sur les résultats :

Après avoir fait l'estimation de la relation entre le TCER et ses fondamentaux, nous devons faire des tests paramétriques pour nous assurer que les hypothèses sont vérifiées, et explorer les possibilités d'améliorer les résultats en cas de rejet de l'hypothèse nulle.

A. Le test de significativité des coefficients individuels (Test de Student)

Dans le tableau 03 des résultats de la régression, on observe chaque coefficient estimé et sa probabilité correspondante, l'erreur standard « Standard error » sert à calculer la valeur de t en vue de tester si le coefficient est significativement différent de zéro. La statistique est distribuée selon une loi de Student à degré de liberté $(N-K)$, tel que, $K=5$, il présente le nombre des paramètres à estimer, et $N=25$ constitue le nombre d'observation.

Les probabilités des paramètres de la variable IDE, INV, OUV, FAE, DG et de la constante sont inférieures à 0,05, les coefficients sont considérés significativement différents de 0. Ce test est le test de base qui a pour but de vérifier que les variables explicatives influencent la variable TCER du Dinar algérien.

B. Le test de Fischer

Le test de Fischer (0.000000) indique que les variables dépendantes expliquent conjointement la variable indépendante.

C. Test d'auto corrélation de Durbin-Watson

Le test de Durbin-Watson (DW) vise à détecter la présence ou l'absence de l'autocorrélation entre les variables explicatives, il permet, ainsi, d'examiner si la valeur DW calculée tend suffisamment vers 0 ou vers 4, pour renoncer à l'hypothèse d'indépendance des aléas au niveau de risque choisi. La statistique de DW est donnée directement dans le tableau des résultats.

Pour mieux interpréter et analyser cette statistique, nous consultons la table de DW. On constate que, pour un nombre de variables exogènes égale à 5, la taille d'échantillon égale à 26 et un seuil de significativité de 5% et $d_L = 0.98$ et $d_U = 1.88$

La statistique DW est égale à 2.10947 inférieure à $(4-d_2)$, on rejette alors l'hypothèse, et on conclut qu'il n'y a pas d'auto corrélation entre les variables.

D. Analyse de la variance et qualité d'ajustement

La qualité de l'ajustement peut être mesurée par le coefficient de détermination R^2 . Il donne le pourcentage de la variance totale de TCER expliquée par le modèle, les coefficients de régression sont significatifs tant que la valeur du R^2 est élevée ($R^2 = 0.9626$), et comme Le coefficient de détermination est proche de 1, on considère que la qualité d'ajustement est bonne.

Par conséquent, on peut conclure que les variables indépendantes (IDE, INV, OUV, FAE, DG) expliquent 96.26% les variations de la variable dépendante.

La somme des carrés des écarts résiduels (72.19979%) « Sum of squared/ resid » dévoile les trois sources de la variance ; celle du modèle, celle des résidus et le total des deux (modèle et résidus). Elle sert à calculer les valeurs observées et estimées de la variable dépendante qui rendent la somme des carrés des écarts résiduels minimale, par conséquent, elle maximise le coefficient de détermination R^2 . Toutefois, cette statistique croit avec le nombre de variables exogènes, c'est ainsi qu'on doit également calculer le coefficient de détermination ajusté, R'^2 , qui tient compte le nombre de variables explicatives présentes dans le modèle.

La statistique ajustée ($R'^2 = 0.9501$) « Adjusted R-squared » reflète mieux la vraie performance du modèle, il permet d'annuler le biais induit par l'ajout des variables explicatives. La statistique R-carré ajustée augmente avec le pouvoir explicatif du modèle et diminue avec les pertes en degré de liberté.

Les valeurs des deux statistiques R^2 et R'^2 ajustées sont très proches, ceci implique que le comportement du modèle est bien spécifié. Par contre, dans ce type de spécification, le fait que les séries sont cointégrées et non stationnaires, soulève un problème d'estimation, ainsi, la bonne qualité statistique du modèle est peut être due au fait que les séries ne sont pas stationnaires ; la relation mise en évidence par cette régression n'est pas forcément réelle, elle découle simplement d'une relation entre

deux tendances c'est pourquoi on doit tester les propriétés des résidus issues de cette relation.

E. Test sur les propriétés des résidus (aléas)

➤ Stationnarité des résidus

Les trois tests de stationnarité (ADF, PP, KPSS) indiquent que les résidus sont stationnaires en niveau.

➤ Test de normalité des résidus

Pour effectuer les tests de contraintes, on suppose au préalable que les aléas sont normalement distribués. Cette hypothèse peut être testée avec la statistique de JarqueBéra comme suit : La probabilité est supérieure à 5% ($0.6328 > 0.05$), nous acceptons donc l'hypothèse nulle et nous rejetons l'hypothèse alternative, cela signifie que les résidus sont distribués selon la loi normale.

➤ Tests d'homoscédasticité des résidus

L'homoscédasticité peut être considérée comme un cas particulier de la non autocorrélation, Il y a hétéroscédasticité lorsque la variance des variables aléatoires qui composent ε_t est différente au cours du temps.

La probabilité de R^2 observé = 43.79% > 5%, on ne peut donc rejeter l'hypothèse nulle qui est l'inexistence de l'hétéro-scédasticité dans la série des résidus.

➤ Test de non autocorrélation des résidus

Les résidus ne doivent pas être autocorrélés, ainsi nous devons procéder au test de l'autocorrélation des résidus comme suit :

H_0 : les résidus ne sont pas autocorrélés

H_1 : les résidus sont autocorrélés

Si la probabilité Chi-Square est supérieure à 5% on ne peut rejeter l'hypothèse nulle.

On effectue le test en comptant sur le logiciel Eviews, et on obtient le tableau suivant :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.101119	Prob. F(2,13)	0.3616
Obs*R-squared	3.042117	Prob. Chi-Square(2)	0.2185

Nous remarquons que Prob. Chi-Square(2) de R^2 observé = 0.2185 > 0.05, nous acceptons alors l'hypothèse nulle, et nous rejetons l'hypothèse alternative, cela signifie que les résidus ne sont pas autocorrélés.

III. estimation du modèle de correction d'erreur

Après avoir analysé les résultats du test de cointégration de Johansen et mis en lumière les relations de long terme qui lient le taux de change effectif réel à ses variables fondamentales, nous allons estimer les modèles à correction d'erreurs pour capter les déterminants de court terme du taux de change effectif réel.

Le modèle s'écrit comme suit :

$$\Delta TCER_t = \alpha_1 \Delta INV_t + \alpha_2 \Delta FAE_t + \alpha_3 \Delta DG_t + \alpha_4 \Delta OUV_t + \alpha_5 \Delta IDE_t + \alpha_6 \varepsilon_{t-1} + u_t$$

Le MCE avec seulement les variables significatives s'écrit comme suit :

$$\Delta TCER_t = 5.58E - 10 \Delta INV_t + 0.304558 \Delta DG_t - 0.667950 \Delta OUV_t - 4.60E - 09 \Delta IDE_t - 1.220708 \varepsilon_{t-1} + u_t \text{ Avec } u_t : \text{ bruit blanc.}$$

Nous avons constaté après l'estimation de l'ECM que tous les coefficients des variables qui expliquent le taux de change sont significatifs, sauf l'Aide du FMI, cela nous permet de dire qu'il n'existe pas de relation de court terme entre le taux de change effectif réel et l'Aide du FMI. Par contre il existe une relation de court terme entre le taux de change effectif réel et l'investissement étranger direct, l'investissement, l'ouverture commerciale et les dépenses du gouvernement.

Les résultats obtenus indiquent aussi que les fluctuations du taux de change effectif réel sont expliquées à 89.7112% par les variables du modèle. On constate encore, que le paramètre d'ajustement nous indique qu'on peut ajuster 84.96% du déséquilibre entre le niveau désiré et celui effectif du taux de change.

Le test de Fischer (0.000010) indique que les variables dépendantes expliquent conjointement la variable indépendante. Par conséquent, le coefficient estimé des

résidus $E(-1)$ associé à la force de rappel est négatif (-1.22708) et significativement différent de zéro au seuil de 5%. Donc il en résulte que, suite à une diminution de 1.22 points de base, les chocs sur le taux de change effectif réel se corrigent à 122%, d'où, l'existence effective d'un système à correction d'erreur.

Quant aux résidus du modèle MCE, elles sont stationnaires. Bien que ces résultats soutiennent fortement le modèle de correction d'erreur, nous nous intéressons aussi aux tests fondés sur les résidus, qui ont pour objectif de vérifier que les résidus des modèles estimés sont bien des bruits blancs ; parce que ces résultats ne seront pas fiables si les séries des résidus ne constituent pas des bruits blancs.

➤ **Test de normalité**

Le test de Jarque et Berra (1984), fondé sur la notion de Skewness (asymétrie) et de Kurtosis (aplatissement), permet de vérifier la normalité d'une distribution statistique. Dans le tableau de test de normalité, on a les trois statistiques : Skewness, Kurtosis et Jarque-Bera. Le Jarque-Bera à une probabilité de 0,40246 qui est supérieure à 5%, ce qui veut dire qu'on accepte H_0 de normalité des termes d'erreurs ou résidus.

➤ **Test d'hétéroscédasticité**

L'une des hypothèses clés des modèles linéaires est l'hypothèse d'homoscédasticité, c'est-à-dire, les résidus (termes d'erreur) du modèle ont la même variance. A ce niveau, on vérifie si les erreurs conservent une variance constante tout au long de la période. La probabilité du test 0.9461 est supérieure à 5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus ou termes d'erreurs. Les tests d'auto corrélation sont conçus pour vérifier si les résidus suivent un bruit blanc, puisque les résidus obéissent à un bruit blanc, il ne doit pas y avoir une auto corrélation dans les séries. La spécification du modèle à correction d'erreur est donc validée.

➤ **Test de Breusch-Godfrey**

Lorsque le processus est bien estimé, les résidus entre les valeurs observées et les valeurs estimées par le modèle doivent se comporter comme un bruit blanc. A cet effet, les tests d'auto corrélation sont conçus pour vérifier si les résidus suivent un bruit blanc ; Si les résidus obéissent à un bruit blanc, il ne doit pas y avoir d'auto

corrélation dans la série, à cette fin, il existe plusieurs tests pour analyser l'autocorrection des résidus, particulièrement, le test de Ljung-Box, Breusch-Godfrey, et le test de Box-Pierce.

La probabilité du test de Breusch-Godfrey (Prob. Chi-Square(2) = 0.0579) est supérieure à 5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle de non auto corrélation des termes d'erreurs.

IV. Calcul et analyse de l'ampleur de mésalignement du TCER

L'un des objectifs de la détermination des fondamentaux du taux de change réel est de mesurer l'écart du taux de change effectif réel de sa valeur d'équilibre. Ainsi, afin de mesurer le degré de mésalignement, nous utilisons l'équation statique de long terme pour obtenir les valeurs estimées du taux de change réel d'équilibre, ensuite, nous utilisons la formule suivante :

$$MIS = \frac{TCER - TCER^*}{TCER^*}$$

TCER : l'indice de taux de change effectif réel observé

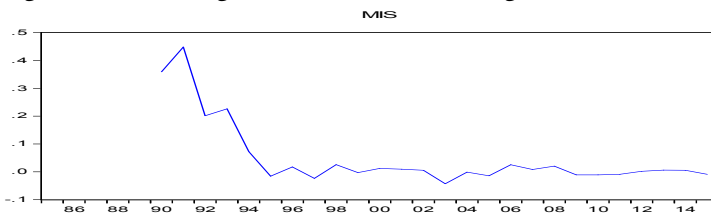
TCER* : le taux de change effectif réel estimé à partir de la relation de long terme.

Si **MIS=0%**, le taux de change effectif réel observé s'aligne sur son niveau d'équilibre, il n'existe pas de déséquilibre du taux de change réel.

Si **MIS>0%**, cela traduit une sur-évaluation du taux de change effectif réel.

Si **MIS<0%**, cela traduit une sous-évaluation réelle du taux de change effectif.

Figure 01 : le mésalignement du taux de change effectif réel



Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel Eviews 9

L'estimation du mésalignement du dinar algérien montre que la dévaluation de 1994 a été la conséquence d'une période de forte surévaluation(1990-1993) , cette dévaluation a permis d'avoir un taux de change assez compétitif et de redynamiser ainsi la croissance économique de l'Algérie.

Entre 1999 -2002, le taux de change a quasiment retrouvé son niveau d'équilibre avec une tendance à la sous-évaluation en 2004, puis à la surévaluation en 2006.

A partir de 2007, le TCER fluctue entre la surévaluation et la sous-évaluation, mais il est resté, toujours, proche de son niveau d'équilibre.

Conclusion : Notre étude s'inscrit dans le cadre de l'estimation du taux de change réel d'équilibre du Dinar algérien. L'impact des variables explicatives choisies par notre modèle du TCER semble être évident. En effet, une augmentation des variables suivantes : les dépenses du gouvernement, l'aide du fonds monétaires et le niveau des investissements, conduira à une appréciation du taux de change réel d'équilibre, tandis qu'une augmentation du niveau de l'ouverture commerciale, et les investissements directs étrangers engendrera une dépréciation du taux de change réel. *In fine*, concernant le mésalignement, nous avons constaté que l'écart entre le taux de change observé et celui d'équilibre est très faible, notamment depuis 2007, où le gouvernement a réagi à la chute des revenus pétroliers et gaziers en mettant en place une politique budgétaire contra-cyclique, à côté du caractère stimulant de la politique fiscale, qui a permis de limiter l'impact récurrent du recul des prix des hydrocarbures. A cet effet, le PIB hors hydrocarbures a enregistré un taux de croissance d'environ 6.1 % en 2008 et de 9 % en 2009.

En outre, les autorités publiques ont réagi, suite à la chute des prix du pétrole, par la mise en place d'un nouveau Programme d'Investissements Publics depuis quelques années, dans le cadre du plan quinquennal (2010-2014), ainsi que la relance du programme d'investissements de la Sonatrach qui avait également soutenu la croissance en 2010.

Références :

1. Baffes, J., I.A. Elbadawi, and S.A. O'Connell. 1999. "Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate." In L. Hinkle and P. Montiel, eds., *Exchange Rates Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. Washington, D.C.: World Bank.
2. Bahmani.Oskoe M (1991):real and nomiale effective exchange rates for 22 LDCs «1:1971-4:1990», *Applied Economics*, vol 27, PP 591 – 596.
3. Clark, P., and R. MacDonald. 1999. "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs." In J. Stein, and R. MacDonald, eds., *Equilibrium Exchange Rates*. Amsterdam: Kluwer.
4. Combes, J.L., Kinda, T., Plane, P., 2012. Capital Flows, Exchange Rate Flexibility, and the Real Exchange Rate. *Journal of Macroeconomics*. 34. 1034-1043.
5. Coudert Virginie and Cécile Coharde (2002). "Exchange Rate Regimes and Sustainable Parities for CEECs in the Run-up to EMU Membership", CEPII Working Papers, No. 2002-15.
6. Devarajan, 1997. "Real Exchange Rate Misalignment in the CFA Zone", *Journal of African Economics*, 6(1), p. 35-53.
7. Devarajan,S,J.D.Lewies ,and S.Robinson 1993, External shoks, purchasing power parity and the equilibrium rate
8. Dufrénot, G. J. &Yehoue, E. B, 2005. "Real Exchange Rate Misalignment: A Panel Co-Integration and Common Factor Analysis", *IMF Working Papers*, 05/164, International Monetary Fund.
9. Edwards, Sebastian. 1989. *Real Exchange Rate, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. Cambridge, MIT Press.
10. Elbadawi (1994), "Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates", in *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, ed. by J. Williamson, Institute for International Economics, Washington, DC.
11. Froot K.A and RogoffK(1991): the EMS, the EMM and the transition to a common currency, *NBER macroeconomic annual*, MIT press .

12. Jongwanich, J., 2010. Capital flows and real exchange rates in emerging Asian countries. Asian Development Bank, 210.
13. Hinkle E. Lawrence and Peter J. Montiel (1999). "Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries", Oxford University Press.
14. MacDonald, R., 1997. "What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It", IMF Working paper, 97/21, International Monetary Fund.
15. Prati, Alessandro, RatnaSahay, and Thierry Tressel (2003): "Is there a case for sterilising foreign aid inflows?", paper presented at research workshop on macroeconomic challenges in low income countries, October 23-24, International Monetary Fund.
16. Robinson, J. S., 2010. "Determining the Equilibrium Exchange Rate for Jamaica: A fundamentalist approach for deferring time horizons", Bank of Jamaica publication, June 2010.
17. Saborwsky, C, 2009. Capital inflows and the real exchange rate; can financial development cure to the dutch diseases? IMF Working Paper 09/20.
18. Soto Raimundo and Ibrahim A. Elbadawi (2008). "Theory and Empirics of Real Exchange Rates in Developing Countries", Pontificia Universidad Catolica de Chile, Instituto de Economia, Documento de Trabajo No. 324.
19. Stemitsiotis L(1992): taux de change de reference et SMI, Economica, Paris.
20. Timothy D. Lane et Ales Bulir : Aid and Fiscal Management, IMF Working Papers, International Monetary Fund, 2002.